Document generated on 07/01/2025 2:12 p.m.

Recherches sociographiques

Les taux de suicide des jeunes hommes québécois : facteurs de risques et de protection
Suicide rates among young men in Québec : Risk and protection factors

Jean Caron and Claire Robitaille

Volume 48, Number 3, septembre–décembre 2007

Le suicide

URI: https://id.erudit.org/iderudit/018005ar
DOI: https://doi.org/10.7202/018005ar

See table of contents

Publisher(s)

Département de sociologie, Faculté des sciences sociales, Université Laval

ISSN

0034-1282 (print)
1705-6225 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Caron, J. & Robitaille, C. (2007). Les taux de suicide des jeunes hommes québécois : facteurs de risques et de protection. *Recherches sociographiques*, *48*(3), 97–120. https://doi.org/10.7202/018005ar

Article abstract

Socioprofessional, family and school-related indicators are examined in relation to suicide rates among young men and women aged 15-19 and 20-24, for the period 1979-1999. Significant correlations show that the growth in the rates is positively related to the rise in the divorce rate and in the proportion of single-parent families, in the case of boys and girls aged 15-19, and that suicide rates are negatively related to the labour force participation rate. Several school-related indicators also show significant relations with these suicide rates. However, when all the indicators are placed in regression analyses, using a multivariate model, only the rates of divorce and of single-parent families maintain their predictive power among men in both age groups. These analyses retain only the rate of single-parent families in the case of girls aged 15-19, and the labour force participation rate among women aged 20-24. The results suggest an increase in certain suicide-related risk factors among young people, connected with the increased splitting up of families, the primary focus of social bonds. Moreover, difficulties in finding employment in the case of young women appear to contribute to weakening the social support that allows for the confirmation of their value and access to autonomy.

Tous droits réservés © Recherches sociographiques, Université Laval, 2007

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

érudit

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

LES TAUX DE SUICIDE DES JEUNES HOMMES QUÉBÉCOIS : FACTEURS DE RISQUES ET DE PROTECTION

Jean CARON
Claire ROBITAILLE

Des indicateurs socioprofessionnels, familiaux et scolaires ont été mis en relation avec les taux de suicide des jeunes hommes et femmes de 15-19 ans et 20-24 ans pour la période 1979-1999. Des corrélations significatives montrent que la croissance des taux est reliée positivement pour les adolescents de 15-19 ans à l'augmentation des taux de divorce et de familles monoparentales et que les taux de suicide sont négativement reliés aux taux d'activité. Plusieurs indicateurs scolaires montrent également des relations significatives avec ces taux de suicide. Toutefois, lorsque l'ensemble des indicateurs sont introduits dans des analyses de régression dans un modèle multivarié, seuls les taux de divorce et de familles monoparentales conservent leur pouvoir de prédiction chez les hommes des deux catégories d'âge. Ces analyses ne retiennent que le taux de familles monoparentales chez les filles de 15-19 ans et le taux d'activité chez celles de 20-24 ans. Les résultats suggèrent l'augmentation de certains facteurs à risque du suicide chez les jeunes, reliée à une dislocation grandissante des familles, premier lieu des relations d'attachement. D'autre part, les difficultés d'accéder à l'emploi chez les jeunes femmes contribueraient à affaiblir le soutien social qui permet la confirmation de leur valeur et l'accès à leur autonomie.

Les taux de suicide des jeunes, particulièrement des jeunes hommes, ont connu une croissance fulgurante au cours des trois dernières décennies dans la plupart des pays industrialisés, quoiqu'ils semblent s'être stabilisés et avoir même fléchi dans certains pays depuis le début des années 1990 (BRIDGE *et al.*, 2006). À partir du début des années 1980, le taux de suicide des jeunes Canadiens s'est

stabilisé tandis que la situation a continué de s'aggraver chez les jeunes Québécois. Cet accroissement est principalement attribuable aux suicides des hommes. Alors qu'au Québec le ratio hommes/femmes chez les suicidés de toutes catégories d'âge est de 4 :1, il est de 7,5 :1 chez les moins de 25 ans, pendant la période 1991-1993, alors que la moyenne se situe à 4 :1 dans 30 pays industrialisés pendant la même période (D'AMOURS, 1995).

Selon DURKHEIM [1898], le suicide est relié aux crises sociales provoquées par les changements importants affaiblissant le degré d'intégration sociale. L'humain, étant fondamentalement un être social, comble ses besoins d'attachement et d'appartenance à travers les institutions lui permettant de créer des liens : la famille, le milieu de travail, le milieu scolaire, les groupes religieux et communautaires ainsi que les institutions politiques. CARON (2002) suggère que les taux de suicide très élevés des jeunes hommes au Québec sont attribuables à l'augmentation de leur détresse et de leur mal-être dans la société québécoise. Des conditions historiques, politiques et économiques associées à la situation d'un peuple colonisé auraient fragilisé l'identité masculine des hommes québécois. Se superposant à cette vulnérabilité, les transformations des rapports hommes-femmes depuis les années 1970 auraient contribué à l'accentuer. Enfin, l'orientation de la société québécoise depuis les années 1980 sur les valeurs matérialistes et individualistes de nos voisins du Sud, viendrait réduire des facteurs de protection assurés par la cohésion et le soutien social.

Les objectifs de l'étude et le choix des indicateurs sociaux

Cette étude se propose d'analyser si certains indicateurs sociaux peuvent rendre compte des difficultés d'intégration sociale des jeunes dans la société québécoise qui pourraient augmenter leur détresse par un affaiblissement de facteurs de protection reliés à leur plus grande difficulté de combler leurs besoins d'attachement et la confirmation de leur valeur sur le plan social. L'attachement est une dimension du soutien social qui s'accomplit à travers les relations intimes (parents, fratrie, conjoint ou ami de cœur et amis) et qui permet l'expression des sentiments, l'obtention de réconfort et le partage de l'affection. La confirmation de sa valeur se réalise par une rétroaction du réseau social qui reconnaît les habiletés et compétences d'une personne, cette confirmation résultant habituellement de la capacité de maintenir des rôles sociaux dans le milieu scolaire ou professionnel. Ces deux dimensions des relations sociales se sont montrées les meilleurs prédicteurs de la qualité de vie dans plusieurs études réalisées sur différentes populations québécoises (CARON, TEMPIER, MERCIER et LEOUFFRE, 1998 ; CARON, LATIMER et TOUSIGNANT, 2002 ; CARON, LECOMTE, STIP et RENAUD, 2005 ; CARON, MERCIER, MARTIN, STIP, 2005). La mesure de qualité de vie constitue une appréciation subjective de sa satisfaction dans différents domaines de sa vie. Il est ainsi possible qu'une fragilisation des dimensions du soutien social qui contribuent à une meilleure perception de la qualité de vie puisse aider à accroître le risque de suicide.

Nous proposons une exploration des relations statistiques entre différents indicateurs sociaux et les taux de suicide des jeunes hommes québécois de 15 à 19 ans et de 20 à 24 ans dans une série chronologique portant sur la période 1979-1999. Ces relations seront comparées avec celles des jeunes femmes des mêmes catégories d'âge. Trois groupes d'indicateurs seront considérés : familiaux, socioprofessionnels et scolaires. Les indicateurs familiaux (pourcentage de divorces et de familles monoparentales) permettraient de vérifier la contribution de variables reliées à l'attachement alors que les indicateurs socioprofessionnels (taux de chômage et d'activité) et scolaires permettraient d'apprécier les possibilités d'intégration sociale rendant possible une confirmation de sa valeur. Avant de décrire la provenance de ces indicateurs et la méthode utilisée pour les analyser, voyons ce que les écrits scientifiques révèlent sur les associations entre ces indicateurs et les taux de suicide en mettant en contexte les méthodes utilisées dans les enquêtes et leurs limites.

Les types d'études du suicide et leurs limites méthodologiques

Trois grands types d'études seront examinés : les séries chronologiques, les études de type écologique et les études de cas de suicide. Les séries chronologiques étudient la fluctuation des taux de suicide en fonction du temps en mettant en relation la variation de différents indicateurs sociaux, économiques, politiques ou physiques, alors que les études réalisées dans la tradition de l'approche écologique mettent en relation les taux de suicide avec différentes aires géographiques et la variation des indicateurs dans ces zones.

Dans ces deux types d'études, des corrélations peuvent être établies ou des modèles multivariés utilisant des régressions peuvent être utilisés. Le fait de trouver une corrélation significative, par exemple, entre les taux de chômage et les taux de suicide n'établit pas un lien direct entre les deux phénomènes puisque les taux de chômage pourraient être eux-mêmes corrélés à d'autres variables qui sont plus intimement associées au suicide. Du point de vue méthodologique, les études analysant les effets d'un ensemble de variables prises en compte simultanément dans des analyses de régression sont beaucoup plus robustes. Ces études multivariées permettent de contrôler les covariations des variables à l'étude et d'identifier celles qui maintiennent un effet en présence d'autres variables associées dans des relations bivariées dont les apparentes associations disparaîtront lors de ces analyses. Ces deux types d'études ont toutefois des limites importantes puisque ces analyses sont basées sur des données agrégées (taux) et non sur des cas de suicide, ne permettant pas de conclure à l'impact de variables associées sur une base individuelle. Seules les études de cas de suicide, qui portent sur des personnes s'étant suicidées, peuvent établir un lien direct entre une variable et le suicide lorsque ces cas sont contrastés avec un groupe témoin équivalent.

Les taux de chômage et leur association aux taux de suicide

La plupart des études utilisant des séries chronologiques concluent à une association entre les taux de chômage et les taux de suicide de la population générale (PLATT, 1984 ; PLATT et HAWTON, 2000 ; STACK, 2000a). Les résultats des études réalisées dans la tradition de l'approche écologique ne sont cependant pas toujours concordants (STACK, 2000a). Lorsqu'on examine les résultats d'études portant spécifiquement sur les jeunes, on constate que l'association entre le chômage et le suicide est généralement beaucoup moins évidente. La très grande majorité des études recensées au cours des deux dernières décennies sont des séries chronologiques. Les deux exceptions sont celles de TROVATO (1992) et de BLAKELY (2003) qui utilisent également des analyses sur des cas de suicide. Tous les résultats rapportés dans la prochaine section concernent uniquement les jeunes hommes, habituellement âgés entre 15 et 24 ans.

Dans quatre études, des associations significatives entre les taux de chômage et de suicide ont été signalées, mais de façon générale la part de la variance expliquée est très faible (MORRELL *et al.*, 1993 ; GUNNELL *et al.*, 1999 ; MATHUR et FREEMAN, 2002 ; BLAKELY *et al.*, 2003). Deux études rapportent des résultats mixtes (BOOR, 1980 ; PRITCHARD, 1992), des corrélations positives et significatives entre les taux de chômage et de suicide sont détectées dans environ la moitié des pays pour lesquels des calculs ont été réalisés. Cinq études (KRUPINSKI *et al.*, 1994 ; ECKERSLEY et DEAR, 2002 ; GUNNELL *et al.*, 2003 ; JOHNSON *et al.*, 2000 ; MCCALL et LAND, 1994) ne rapportent pas d'association entre les deux variables tandis qu'une (HAGQUIST *et al.*, 2000) décèle même des associations significatives négatives. On pourrait croire que les études ayant intégré plusieurs facteurs de risque dans leur modèle de régression pourraient mieux départager les résultats, ce qui n'est pas le cas. Deux d'entre elles concluent à une association positive entre les taux de chômage et le suicide (MATHUR et FREEMAN, 2002 ; BLAKELY *et al.*, 2003) tandis que trois études ne rapportent pas d'association (ECKERSLEY et DEAR, 2002 ; GUNNELL *et al.*, 2003). TROVATO (1992) trouve même une association négative et suggère que les taux de chômage élevés, touchant particulièrement les jeunes, pourraient resserrer les liens avec les amis et la famille et que le système d'assurance-chômage canadien pourrait amoindrir l'impact économique d'être sans emploi. Les résultats de BLAKELY *et al.* (2003) sont les plus convaincants, étant donné que plusieurs facteurs de risque ont été pris en compte dans le modèle d'analyse. Dans une étude cas-témoin, après jumelage des données de recensement à des données provenant de registres de décès, ces auteurs rapportent que les hommes sans emploi sont approximativement deux fois plus à risque de se suicider que ceux qui détiennent un emploi et que les analyses de sensibilité contrôlant la maladie mentale comme variable confondante relié au fait d'avoir un emploi montrent que celle-ci n'explique que la moitié de la variance dans l'association emploi–suicide.

Plusieurs hypothèses ont été avancées pour expliquer ces résultats contradictoires. HAGQUIST *et al.* (2000) se sont intéressés à la situation suédoise où on a observé une baisse des taux de suicide depuis déjà quelques décennies en même temps qu'une

hausse importante des taux de chômage au cours des années 1990. HAGQUIST rappelle alors l'importance de tenir compte à la fois des variables structurelles (par exemple, taux de chômage et de divorce) et culturelles (valeurs et normes sociétales). Ainsi, dans l'étude de ECKERSLEY et DEAR (2002), ce sont des variables reflétant des valeurs d'individualisme qui expliquent le mieux la variation des taux de suicide.

Les taux de divorce et leur association aux taux de suicide

Dans une recension de 132 études examinant la relation entre les taux de divorce et de suicide de la population générale, STACK (2000b) montre que près de 80 % des résultats convergent pour démontrer une association positive entre le divorce et le suicide. Les résultats des séries chronologiques utilisant des données agrégées provenant de différentes aires géographiques sont plus divergents. STACK (2000b) suggère qu'il pourrait y avoir un seuil à partir duquel les taux de divorce influencent les taux de suicide. De façon générale, les conclusions qu'on peut tirer à partir de la littérature mettant en relation les taux de divorce et les taux de suicide chez les jeunes sont beaucoup plus franches. Parmi les études retenues (BRENT *et al.*, 1993, 1994 ; GOULD *et al.*, 1996, 1998 ; GROHOLT *et al.*, 1998 ; SAUVOLA *et al.*, 2001 ; ECKERSLEY *et al.*, 2002 ; FERNQUIST, 2000 ; GUNNELL *et al.*, 2003 ; TROVATO, 1992 ; JOHNSON *et al.*, 2000 ; MCCALL et LAND, 1994 ; MATHUR et LAND, 1994 ; WU et BOND, 2006), les auteurs observent une association entre les taux de divorce et de suicide 13 fois sur 16. WU et BOND (2006) ont étudié la variation des taux de suicide et de multiples indicateurs de 54 nations. En utilisant un modèle de régression incluant à la fois des variables psychologiques et sociales, les auteurs montrent la persistance de l'association entre le divorce et le suicide.

Après avoir comparé des cas de suicide avec des échantillons témoins issus de la population générale, PELKONEN et MARTTUNEN (2003) concluent que la moitié des jeunes ayant mis fin à leurs jours proviennent de familles séparées ou divorcées et que cette proportion est significativement plus importante que dans son échantillon de non-suicidés. En Finlande, une étude longitudinale prospective a permis de suivre une cohorte composée de 12 058 personnes nées en 1966 et sélectionnées aléatoirement. Les résultats de cette étude révèlent que le risque de se suicider est significativement plus élevé parmi les jeunes hommes provenant de familles monoparentales (SAUVOLA, RASÄNEN, JOUKAMAA, JOKELAINEN *et al.*, 2001). Trois autres études de cas de suicide utilisant un groupe témoin (BRENT *et al.*, 1993 ; GOULD *et al.*, 1996 ; GROHOLT *et al.*, 1998) confirment aussi l'association entre les taux de divorce et de suicide chez les jeunes. Cette association n'est toutefois plus significative lorsqu'on tient compte de la psychopathologie parentale.

Les problèmes scolaires et le décrochage scolaire

Bien que des associations aient été détectées entre le décrochage scolaire et les idées ou les tentatives de suicide (BEAUTRAIS *et al*., 1996 ; EGGERT, THOMPSON, HERTING *et al*., 1995 ; MAZZA et EGGERT, 2001 ; WUNDERLICH, BRONISCH et WITTCHEN, 1998), peu d'études empiriques ont confirmé ni même infirmé cette hypothèse lorsqu'il s'agit du suicide. L'étude de GOULD *et al*. (1996) est une exception. En utilisant le devis de l'autopsie psychologique, les auteurs ont comparé 120 jeunes qui se sont suicidés dans la région métropolitaine de New York à un groupe témoin apparié. Les résultats de cette étude indiquent que, même après avoir tenu compte du risque attribuable aux problèmes de santé mentale, le risque de suicide est cinq fois plus élevé parmi les décrocheurs et jusqu'à 7,8 fois parmi ceux qui ne fréquentent pas une institution scolaire de niveau collégial. D'autre part, EISENBERG *et al*. (2005) ont comparé la distribution de neuf facteurs de risque de suicide des États du Wisconsin et du New Jersey dont les taux de suicide des jeunes sont très différents. L'unique différence significative se situe au niveau de la proportion de jeunes en situation d'échec scolaire.

En conclusion, l'analyse des écrits scientifiques indique que les associations positives entre les taux de suicide et le chômage identifiées pour la population générale sont plutôt faibles ou inexistantes lorsque les études se centrent sur la population des jeunes. Bien que des associations aient été identifiées entre les taux de suicide et différents indicateurs scolaires, le nombre limité d'études impose une prudence sur les conclusions que l'on peut en tirer. Par contre, il se dégage une régularité dans les associations entre le suicide des jeunes et le divorce quelles que soient les méthodes d'enquête utilisées.

Méthode

Différents indicateurs sociaux ont été mis en relation avec les taux de suicide des jeunes hommes et des jeunes femmes de 15-19 ans et de 20-24 ans pour la période 1979-1999 en utilisant différentes analyses statistiques. Les taux de divorce et de familles monoparentales ont été retenus comme indicateurs familiaux. Le taux de chômage et d'activité des hommes et des femmes de 15-24 ans sont utilisés comme indicateurs socioprofessionnels. Parmi les indicateurs scolaires, le nombre d'inscriptions des garçons et des filles au collégial et au premier cycle universitaire a été retenu de même que l'écart hommes/femmes dans les inscriptions tant au niveau collégial qu'universitaire.

Les taux de suicide des jeunes hommes de 15-19 ans et de 20-24 ans pour la période 1979-1999 proviennent du Registre des événements démographiques du Québec, ISQ-MSSS (fichier des décès). Codes CIM-9 : E950-E959. Les pourcentages de divorce, le pourcentage de familles monoparentales et les taux de chômage et les taux d'activité des 15-24 ans proviennent de Statistique Canada. Les données portant

sur les inscriptions au collégial et au premier cycle universitaire proviennent du ministère de l'Éducation du Québec. L'écart dans les inscriptions entre hommes et femmes au collégial et au premier cycle universitaire a été calculé à partir de ces bases de données.

Afin de vérifier les tendances des taux de suicide et des indicateurs sociaux à travers le temps, des régressions linéaires de type série chronologique ont été utilisées. Afin d'étudier les relations bivariées entre les indicateurs familiaux, socio-professionnels, scolaires et les taux de suicide pour chacune des catégories d'âge, le coefficient de corrélation de Pearson a été utilisé. Des régressions linéaires de type hiérarchique et séquentiel ont également été réalisées pour identifier parmi les indicateurs, les prédicteurs des taux de suicide des jeunes hommes et femmes de 15-19 ans et de 20-24 ans. Seuls les indicateurs ayant une relation bivariée avec les taux de suicide ont été retenus dans les analyses de régression (TABACHNICK et FIDELL, 2001).

L'évolution des taux de suicide des jeunes entre 1979 et 1999

Le tableau 1 présente l'évolution au Québec des taux de suicide entre 1979 et 1999. On peut constater une augmentation progressive des taux de suicide dans les deux catégories d'âge chez les jeunes hommes. Chez les 15-19 ans, il se situe à 20/100 000 en début de période pour dépasser les 30 en 1993 et atteindre 34 en 1999. Il s'agit d'une augmentation moyenne de 0,84 par année, ce qui constitue un taux de progression de 69 % sur l'ensemble de la période, statistiquement significatif ($p < 0,001$). Le taux moyen pour la période est de 27,22 (ÉT = 4,86). Chez les 20-24 ans, le taux est de 33,4 en début de période. Il dépasse les 40 à partir de 1990 et atteint 46,2 en 1999. Il s'agit d'une augmentation moyenne de 0,68 par année, ce qui constitue un taux de progression de 38 % sur l'ensemble de la période, statistiquement significatif ($p < 0,001$). Le taux moyen pour la période est de 39,38 (ÉT = 4,41).

Chez les femmes de 15-19 ans, le taux est de 4,7 au début de la période étudiée et se situe à 8 à la fin de la période. Il progresse significativement de 0,73 par année pour un taux de progression de 70 % ($p < 0,001$). Le taux moyen pour la période est de 5,32 (ÉT = 2,66). Le portrait est différent pour les femmes de 20-24 ans, les taux fluctuant d'une année à l'autre. Le taux est de 8,9 en début de période et se situe à 4,90 vers la fin de celle-ci ; le taux moyen est de 6,29 (ÉT = 1,43) pour la période. Bien qu'une progression soit notée pendant la période (23 %), celle-ci n'est pas statistiquement significative. Le ratio moyen hommes/femmes entre 1979 et 1999 est de 5,11 chez les 15-19 ans et 6,26 chez les 20-24 ans.

TABLEAU 1

Taux de suicide au Québec (000,000)
selon le sexe, l'âge et l'année (1979 à 1999)

Année	Taux de suicide 15-19		Taux de suicide 20-24	
	H	F	H	F
1979	20,1	4,70	33,4	8,90
1980	19,2	3,20	34,0	6,40
1981	19,5	2,60	36,5	6,50
1982	24,2	2,70	42,1	6,60
1983	28,1	4,30	38,7	6,10
1984	25,5	2,70	35,1	4,60
1985	21,8	4,10	36,8	5,30
1986	23,6	5,90	39,4	5,50
1987	28,1	6,10	33,5	6,40
1988	24,4	2,60	35,7	5,40
1989	29,4	3,10	35,7	5,60
1990	24,7	3,50	41,3	3,50
1991	29,6	3,10	35,7	3,70
1992	26,6	7,40	41,8	7,50
1993	31,3	4,70	45,3	6,40
1994	34,2	7,10	48,3	8,20
1995	34,9	7,00	42,5	6,50
1996	33,3	7,00	44,7	7,30
1997	31,2	9,10	38,9	8,10
1998	28,0	12,90	41,5	8,80
1999	34,0	8,00	46,2	4,90

Les relations bivariées entre les indicateurs et les taux de suicide

Le tableau 2 présente les différents indicateurs et le tableau 3 indique les corrélations entre les taux de suicide et ces mêmes indicateurs pour les deux sexes et les deux catégories d'âge.

Chez les hommes de 15-19 ans, les deux indicateurs familiaux – le taux de divorce et le taux de familles monoparentales – sont fortement et positivement corrélés aux taux de suicide. Les taux de suicide s'accroissent avec l'augmentation du

pourcentage de familles monoparentales et de divorce. Le taux de divorces ($p < 0,001$) et le taux de familles monoparentales ($p < 0,001$) se sont accrus significativement pendant cette période. Le taux de divorce se situait à 33,2 % en 1979 pour atteindre 49 % en 1999 ; le taux de familles monoparentales est passé de 12 % à 20,7 %. Chez les jeunes femmes de cette catégorie d'âge le taux de familles monoparentales est également fortement corrélé et une forte tendance est identifiée entre les taux de divorce et leur taux de suicide. Chez les 20-24 ans, les deux mêmes indicateurs familiaux sont également positivement corrélés aux taux de suicide des jeunes hommes. Toutefois, ces indicateurs ne sont aucunement reliés aux taux de suicide des jeunes femmes de cette catégorie d'âge.

Les taux de chômage, tant chez les hommes que chez les femmes, n'apparaissent pas reliés aux taux de suicide dans les deux catégories d'âge. Le taux de chômage fluctue en effet tout au cours de la période et aucune tendance à la hausse ou à la baisse significative n'est notée ($p > 0,05$) alors que les taux de suicide sont en hausse. Chez les 15-19 ans, seul le taux d'activité des hommes est relié modérément et négativement aux taux de suicide des jeunes hommes alors que chez les femmes les taux d'activité des hommes et des femmes sont négativement reliés à leur taux de suicide ; ces taux augmentent lorsque le taux d'activité décroît. Chez les 20-24 ans, les taux d'activité des hommes et des femmes sont également inversement corrélés aux taux de suicide des hommes et des femmes. Ces corrélations significatives s'expliquent par une tendance à la baisse des taux d'activité tant chez les hommes ($p < 0,05$) que chez les femmes ($p < 0,05$) avec une hausse parallèle des taux de suicide.

Chez les 15-19 ans, le nombre d'inscriptions au collégial et au premier cycle universitaire chez les hommes n'est pas relié à leur taux de suicide. Alors que leur taux de suicide augmente pendant la période, leur taux d'inscriptions au collégial ($p > 0,05$) et au premier cycle universitaire ($p > 0,05$) n'augmente pas parallèlement de façon significative. Par contre le nombre d'inscriptions des femmes au collégial et au premier cycle universitaire est positivement relié à leur taux de suicide. Le taux d'inscriptions des jeunes femmes tant au collégial (taux d'accroissement = 53 % ; ($p < 0,01$) qu'à l'université (taux d'accroissement = 56 % ; ($p < 0,001$) s'accroît significativement pendant la période. D'autre part, plus les écarts s'accroissent au profit des femmes dans les inscriptions au collégial (taux d'accroissement = 1 205 % ; $p < 0,001$) et au premier cycle universitaire (taux d'accroissement = 3 466 % ; $p < 0,001$), plus les taux de suicide augmentent chez les hommes. Seul l'accroissement de l'écart dans les inscriptions au premier cycle universitaire est positivement relié au taux de suicide des femmes de cette catégorie d'âge. Chez les jeunes femmes le nombre d'inscriptions des hommes au premier cycle universitaire est négativement relié à leur taux de suicide. Chez les 20-24 ans, parmi les indicateurs scolaires, seuls les taux d'inscriptions au collégial des femmes et l'écart des inscriptions à l'université sont reliés au taux de suicide des hommes de cette catégorie d'âge. Plus l'écart s'accroît au profit des femmes, plus les taux de suicide des jeunes hommes augmentent. Aucun indicateur scolaire n'est relié au taux de suicide des femmes de 20-24 ans.

TABLEAU 2

Divers indicateurs sociaux selon le sexe et l'année (1979 à 1999)

Année	Divorce %	Familles mono-parentales %	Taux de chômage 15-24 ans		Taux d'activité 15-24 ans		Inscriptions secteur collégial (000)		Écart Inscriptions collégial (000)	Inscriptions 1er cycle univ. (000)		Écart Inscriptions 1er cycle univ. (000)
			H	F	H	F	H	F		H	F	
1979	33,2	12,0	16,7	15,3	66,7	57,8	91	93	-2	90	87	3
1980	31,7	11,6	17,2	16,2	65,8	59,2	99	107	-7	93	95	-1
1981	43,5	12,3	18,1	15,7	67,9	59,2	98	109	-11	95	96	-1
1982	40,8	12,6	24,7	20,2	64,0	57,2	106	119	-12	96	100	-3
1983	39,3	14,1	24,5	19,8	65,2	59,0	110	125	-15	104	110	-5
1984	37,9	14,6	20,8	18,0	66,2	59,8	108	124	-16	105	115	-9
1985	35,8	14,2	19,6	15,9	66,9	60,0	108	132	-23	105	118	-12
1986	43,5	12,9	17,6	15,0	67,9	62,0	105	132	-27	106	125	-18
1987	51,2	14,0	15,4	13,1	68,6	63,0	101	133	-31	104	128	-24

TABLEAU 2 (suite)

Année	Divorce %	Familles mono-parentales %	Taux de chômage 15-24 ans		Taux d'activité 15-24 ans		Inscriptions secteur collégial (000)		Écart Inscriptions collégial (000)	Inscriptions 1er cycle univ. (000)		Écart Inscriptions 1er cycle univ. (000)
			H	F	H	F	H	F		H	F	
1988	47,8	13,5	13,9	11,9	71,0	62,8	100	136	-35	104	133	-29
1989	47,3	13,7	14,5	11,7	71,0	63,2	98	134	-35	105	137	-32
1990	49,6	15,2	15,5	13,7	69,7	62,3	99	137	-37	104	138	-33
1991	49,6	14,3	21,4	14,7	66,5	61,4	104	140	-36	106	140	-33
1992	49,2	18,3	20,4	14,7	63,4	59,0	110	143	-33	109	144	-34
1993	50,2	17,8	21,5	15,7	62,0	57,0	112	144	-32	108	142	-33
1994	47,5	16,6	19,0	14,5	63,0	57,5	109	139	-29	104	138	-33
1995	54,0	17,6	17,2	14,8	61,4	56,5	106	136	-29	100	134	-34
1996	49,0	18,2	19,4	17,3	60,0	55,0	103	135	-31	97	130	-32
1997	48,9	18,6	20,5	18,2	58,2	53,7	100	131	-30	95	129	-33
1998	48,9	19,2	18,4	16,1	59,4	55,8	100	129	-28	94	129	-35
1999	49,0	20,7	17,0	14,3	63,0	56,3	96	123	-26	96	133	-37

Dans ces analyses bivariées, les indicateurs familiaux et particulièrement le taux de familles monoparentales se montrent fortement reliés au taux de suicide des 15-19 ans. Ces relations se maintiennent chez les jeunes hommes de 20-24 ans mais paradoxalement ces indicateurs ne sont pas reliés aux taux de suicide des jeunes femmes de cette catégorie d'âge. Parmi les indicateurs socioprofessionnels, seuls les taux d'activité s'avèrent reliés aux taux de suicide des deux genres et catégories d'âge. Enfin, les indicateurs scolaires sont davantage reliés aux suicides des jeunes hommes, particulièrement ceux reliés à l'accroissement du nombre d'inscriptions des femmes et à l'écart grandissant, au profit des femmes, dans les inscriptions au collège et au premier cycle universitaire. Dans le cas des jeunes femmes, l'accroissement du nombre d'inscriptions des hommes à l'université est positivement relié aux taux de suicide des 15-19 ans mais aucun indicateur scolaire ne l'est pour les 20-24 ans.

Les indicateurs reliés aux taux de suicides identifiés dans des modèles multivariés

Bien que plusieurs indicateurs sociaux aient été identifiés lors des analyses précédentes, l'analyse multivariée permettra de contrôler les covariations des indicateurs associés au suicide et d'identifier ceux qui maintiennent un effet en présence des autres dont les apparentes associations pourraient disparaître lors de ces analyses. Des analyses de régression multiple sont donc utilisées et incluront simultanément tous les indicateurs ayant une relation bivariée avec les taux de suicide. Quatre régressions sont ainsi effectuées selon la catégorie d'âge et le genre. Les analyses sont effectuées selon un mode hiérarchique et séquentiel, avec entrée successive des variables regroupées en trois blocs : les indicateurs familiaux (bloc 1), les indicateurs socioéconomiques (bloc 2) et les indicateurs scolaires (bloc 3). En raison de la forte corrélation entre les taux d'activité des hommes et des femmes ($p < 0{,}001$), seul le taux d'activité lié à leur propre genre a été introduit dans les régressions lors des analyses.

Le tableau 4 présente les résultats de l'analyse pour les jeunes hommes de 15-19 ans. Les sept indicateurs suivants ont été introduits dans le modèle : les pourcentages de divorce et de familles monoparentales, le taux d'activité, le nombre d'inscriptions des femmes au collégial et au premier cycle universitaire, l'écart des inscriptions hommes/femmes au collégial et l'écart au premier cycle universitaire. Le modèle optimal et final est atteint dès l'entrée des indicateurs familiaux ; le pourcentage de divorce et le pourcentage de familles monoparentales expliquent à eux deux 63,4 % de la variance des taux de suicide et les bêtas de ces deux indicateurs sont statistiquement significatifs. L'entrée des deux blocs suivants, les indicateurs socioéconomiques et scolaires, n'augmente pas significativement le pourcentage de variance expliquée et aucun des bêtas n'atteint le seuil de signification. Seuls les pourcentages de divorce et de familles monoparentales maintiennent donc une forte association avec les taux de suicide des garçons de cette catégorie d'âge.

TABLEAU 3

Taux de corrélation (r de Pearson) entre certains indicateurs sociaux et les taux de suicide des jeunes dans divers groupes d'âge, Québec

Indicateurs	Taux de suicide Hommes 15-19 ans	Taux de suicide Femmes 15-19 ans	Taux de suicide Hommes 20-24 ans	Taux de suicide Femmes 20-24 ans
Divorce (%)	0,737**	0,416t	0,479*	- 0,029
Famille monoparentale (%)	0,769***	0,731***	0,691***	0,349
Taux de chômage H 15-24	0,079	- 0,011	0,247	0,096
Taux de chômage F 15-24	- 0,071	0,044	0,128	0,233
Taux d'activité H 15-24	- 0,549**	- 0,732***	- 0,603**	- 0,614**
Taux d'activité F 15-24	- 0,410	- 0,599**	- 0,558**	- 0,571**
Inscriptions collégial H	0,301	- 0,028	0,392	- 0,097
Inscriptions collégial F	0,620***	0,213	0,450*	- 0,272
Écart des inscriptions H / F au collégial	- 0,607**	0,278	- 0,349	0,284
Inscriptions 1er cycle univ. - H	- 0,104	- 0,473*	- 0,176	- 0,560
Inscriptions 1er cycle univ. - F	0,614**	0,255	0,388	- 0,310
Écart des inscriptions H/F au 1er cycle universitaire	0,774***	- 0,526*	- 0,549**	0,078

*** $p < 0,001$ ** $p < 0,01$ * $p < 0,05$ $t < 0,10$

TABLEAU 4

Les prédicteurs des taux de suicide chez les jeunes hommes de 15-19 ans identifiés par une analyse de régression multiple

	R^2	R^2 ajusté	Bêta ajusté	P	Augmentation du R^2	P
Indicateurs familiaux	0,821	0,634			0,634	0,001
Divorce (%)			0,424	0,023		
Monoparentale (%)			0,513	0,008		
Indicateur socioéconomique	0,686	0,624			-0,010	
Taux d'activité H 15-24			-0,168	n. s.		n. s.
Indicateurs scolaires	0,775	0,633			0,089	n. s.
Inscriptions collégial - F			0,899	0,123		
Écart des inscriptions H/F au collégial			-1,10	n. s.		
Inscriptions 1er cycle univ. - F			-1,12	n. s.		
Écart des inscriptions H/F au 1er cycle univ.			-2,27	n. s.		

Pour les jeunes femmes de 15-19 ans, les quatre indicateurs suivants ont été introduits dans le modèle : le pourcentage de familles monoparentales, le taux d'activité, le nombre d'inscriptions des hommes au premier cycle universitaire et l'écart des inscriptions hommes/femmes au premier cycle universitaire. Le modèle optimal est également atteint après l'entrée de l'indicateur familial, soit le pourcentage de familles monoparentales (tableau 4). Cet indicateur explique 53 % de la variance des taux de suicide. Comme pour les jeunes hommes, l'effet bivarié des indicateurs socioéconomiques et scolaires disparaît, n'ajoutant pas de façon significative à la variance expliquée.

Les résultats de l'analyse de régression pour identifier les prédicteurs des taux de suicide des jeunes hommes de 20-24 ans sont présentés au tableau 5. Les six indicateurs suivants ont été introduits dans le modèle : les pourcentages de divorce et de familles monoparentales, le taux d'activité, le nombre d'inscriptions des femmes au collégial et au premier cycle universitaire, l'écart des inscriptions hommes/femmes au premier cycle universitaire. Encore une fois, le modèle final est obtenu après l'entrée des indicateurs familiaux. Le pourcentage de divorce et le pourcentage de familles monoparentales sont les prédicteurs identifiés et expliquent 33,4 % de la variation des taux de suicide chez cette catégorie d'âge et leurs bêtas sont significatifs. Le pourcentage de variance expliquée est toutefois moindre que pour les 15-19 ans. L'entrée des deux blocs suivants – les indicateurs socioéconomiques et scolaires – n'augmente pas significativement le pourcentage de variance expliquée et aucun des bêtas n'atteint le seuil de signification. Chez les femmes de 20-24 ans, l'analyse de régression montre que leur taux d'activité explique 37 % de la variance de leur taux de suicide, seul indicateur identifié lors des analyses bivariées.

TABLEAU 5

Les prédicteurs des taux de suicide chez les jeunes femmes de 15-19 ans identifiés par des analyses de régression multiple

	R^2	R^2 ajusté	Bêta ajusté	P	Augmentation du R^2	P
Indicateurs familiaux Familles monoparentales	0,731	0,534	0,584	0,014	0,534	0,001
Indicateur socioéconomique Taux d'activité F 15-24	0,749	0,562	-0,221	n. s.	0,032	n. s.
Indicateurs scolaires Inscriptions 1er cycle univ. - H Écart des inscriptions H/F au 1er cycle univ.	0,783	0,613	-0,225 -0,288	n. s. n. s.	0,051	n. s.

À la suite des analyses de régression, tous les indicateurs socioprofessionnels et scolaires ayant une relation bivariée avec les taux de suicide des jeunes ne se montrent plus reliés au taux des jeunes hommes des deux catégories d'âge et des jeunes femmes de 15-19 ans lorsqu'ils sont confrontés aux indicateurs familiaux dans un modèle mutivarié. Les taux de divorce et de familles monoparentales demeurent toutefois fortement associés aux taux de suicide des jeunes hommes des deux catégories d'âge et le taux de familles monoparentales demeure le seul prédicteur chez les jeunes femmes de 15-19 ans. Le taux de suicide des jeunes femmes de 20-24 ans échappe à cette régularité ; en effet le seul prédicteur de ce taux est le taux d'activité.

Les indicateurs sociaux reliés au suicide des jeunes Québécois

En examinant les indicateurs socioprofessionnels, il est possible de constater que le taux de chômage fluctue pendant cette période et n'est pas relié aux taux de suicide ni des jeunes hommes ni des jeunes femmes. Nos résultats sont cohérents avec les écrits recensés montrant la fragilité de cette association chez les jeunes. Plusieurs explications ont été données dans la recension des écrits pour expliquer l'absence de relation entre chômage et suicide chez les jeunes. Une autre pourrait être reliée au fait que les taux de chômage chez les jeunes est un indicateur inadéquat pour rendre compte de leur insertion sur le marché de l'emploi. La présente étude indique toutefois que le taux d'insertion sur le marché de l'emploi des jeunes hommes et femmes (taux d'activité) diminue pendant la période et cette diminution est corrélée significativement aux taux de suicide des deux catégories d'âge des deux genres.

TABLEAU 6

Les prédicteurs des taux de suicide chez les jeunes hommes de 20-24 ans identifiés par des analyses de régression multiple

	R^2	R^2 ajusté	Bêta ajusté	P	Augmentation du R^2	P
Indicateurs familiaux	0,646	0,344			0,344	0,013
Divorce (%)			0,424	0,023		
Familles monoparentales			0,513	0,008		
Indicateur socioéconomique	0,684	0,361			0,017	n. s.
Taux d'activité H 15-24 ans			-0,168	n. s.		
Indicateurs scolaires	0,782	0,416			0,055	n. s.
Inscriptions collégial - F			0,411	0,063		
Inscriptions 1er cycle universitaire- F			-0,92	n. s.		
Écart des inscriptions H/F au 1er cycle universitaire			-0,801	n. s.		

TABLEAU 7

Les prédicteurs des taux de suicide chez les jeunes femmes de 20-24 ans identifiés par des analyses de régression multiple

	R^2	R^2 ajusté	Bêta ajusté	P	Augmentation du R^2	P
Indicateur socioéconomique Taux d'activité F 15-24	0,614	0,344	-0,614	0,003	0,344	0,003

Parmi les indicateurs scolaires, le nombre d'inscriptions aux études supérieures s'accroît globalement pendant la période étudiée tant pour les hommes que pour les femmes. La société québécoise a énormément investi, pendant cette période, afin d'accroître l'accès aux études supérieure tant chez les jeunes hommes que les jeunes femmes. Comme les taux de suicide des jeunes hommes sont en progression, des corrélations significatives avec le nombre d'inscriptions aux cycles supérieurs peuvent se comprendre. L'écart des inscriptions hommes/femmes est vraisemblablement un indicateur plus réaliste de la position relative des jeunes hommes dans leur capacité éventuelle d'insertion socioprofessionnelle. L'écart des inscriptions hommes/femmes s'accroît au profit des jeunes femmes tant au collégial qu'au premier cycle universitaire pendant toute la période et ces indicateurs sont fortement corrélés aux taux de suicide pour les deux catégories d'âge des jeunes hommes. Par contre chez les jeunes femmes peu d'indicateurs scolaires sont reliés à leur taux de suicide. Les indicateurs socioprofessionnels et scolaires ne prédisent cependant plus les taux de suicide des jeunes lorsque confrontés aux indicateurs familiaux dans un modèle multivarié pour tous les groupes dont les taux sont en progression pendant la période étudiée, soit : les jeunes hommes des deux catégories d'âge et les jeunes femmes de 15-19 ans.

Par contre chez les jeunes femmes de 20-24 ans, dont les taux de suicide ne se sont pas accrus de façon significative, leur taux d'activité demeure le seul prédicteur de leur taux de suicide ; le taux de suicide s'accroît lorsque leur taux d'activité diminue. Il est possible que pour les femmes de cette catégorie d'âge, l'insertion socioprofessionnelle soit un défi majeur à la fois pour atteindre une autonomie économique et comme source de valorisation personnelle. La plus grande difficulté d'insertion au marché de l'emploi pourrait avoir comme effet d'accroître leur détresse, celle-ci étant alors en dissonance avec le courant social prédominant chez les femmes québécoises valorisant la réussite professionnelle et l'autonomie économique. Cependant, seules des études de cas, montrant un taux de suicide supérieur chez les femmes sans emploi pourrait permettre de renforcer cette hypothèse.

Un affaiblissement progressif de l'intégration familiale a vraisemblablement entraîné une précarisation de la possibilité pour les adolescents, les adolescentes et les jeunes hommes de combler leurs besoins d'attachement. D'une part un accroissement significatif est noté dans les pourcentages de divorce et de familles

monoparentales et leurs progressions sont fortement reliées à celle des taux de suicide des deux catégories d'âges chez les hommes. Le taux de divorce est modérément relié au taux de suicide des jeunes femmes de 15-19 ans et le pourcentage de familles monoparentales lui est fortement relié. À la fin de la période étudiée (1999) la moitié des unions se terminent par un divorce et plus de 18 % des familles sont du type monoparental. Les analyses de régression permettent de constater que les indicateurs familiaux sont les meilleurs prédicteurs des taux de suicide chez ces groupes. Le pouvoir de prédiction des indicateurs familiaux est toutefois plus élevé dans la catégorie de 15-19 ans.

Les résultats sont compatibles avec de nombreuses études réalisées à travers le monde mettant en lien le suicide des jeunes et les taux de divorce. Nos résultats sur les prédicteurs des taux de suicide des jeunes du Québec rejoignent également ceux de LENAARS *et al.* (1993) qui ont vérifié un modèle multivarié afin de prédire les taux de suicide au Canada et où le taux de divorce s'est également avéré le meilleur prédicteur des taux de suicide. Il faut toutefois rappeler que les études de type série chronologique, telle la présente, établissant des relations positives entre les taux de suicide et les taux de divorce ne permettent pas d'inférer les impacts du divorce sur une base individuelle. Toutefois deux études avec des échantillons importants de cas de suicide et utilisant des groupes témoins montrent toutefois que les jeunes s'étant suicidés ont plus de probabilité d'être issus de familles éclatées (BRENT *et al.*, 1993, 1994 ; GOULD *et al.*, 1996, 1998). Ces résultats sont confirmés par une méta-analyse des études utilisant cette méthodologie (PELKONEN et MARTTUNEN, 2003). Le pourcentage de familles monoparentales dans la présente étude est identifié comme un prédicteur important des taux de suicide chez les jeunes hommes. Nos résultats sont cohérents avec ceux de SAUVOLA *et al.* (2001) qui a réalisé une étude longitudinale prospective en Finlande.

Que reste-t-il de nos amours ?

Le Québec se situe dans le peloton de tête mondial pour les divorces, les séparations et le nombre de familles monoparentales ou reconstituées et ces phénomènes sont en croissance depuis les années 1980. À la fin de la période étudiée (1999), le taux de divorce au Québec est de 50 % et près de 30 % de tous les enfants québécois sont issus de familles séparées (SAINT-JACQUES, DRAPEAU, CLOUTIER, 2000). Nos résultats montrent clairement, tout autant dans les analyses bivariées que multivariées, que la progression des taux de divorce et de familles monoparentales sont le meilleur prédicteur de la progression des taux de suicide des jeunes Québécois à l'exception de jeunes femmes de 15-24 ans. Toute la littérature scientifique démontre que les séparations et les divorces ont des impacts négatifs sur l'adaptation et le bien-être des enfants, des adolescents et des jeunes adultes. En plus du choc affectif que représente la dissolution familiale pour ces membres, l'éclatement de la famille provoque un appauvrissement économique, social et affectif. Le stress engendré par les séparations augmente le risque de dépression des parents

(WEISSMAN *et al.*, 1992 ; BRENT *et al.*, 1994) et diminue leur capacité à exercer leurs rôles parentaux et augmente la tension dans leurs relations avec les enfants (AVENEVOLI, SESSA et STEINBERG, 1999). GOULD *et al.* (1998) ont clairement montré le lien entre la psychopathologie parentale et le suicide des jeunes. Les familles reconstituées ne semblent pas pallier complètement l'effet négatif des séparations de leurs parents sur les difficultés des jeunes. L'adaptation des jeunes de ces familles est en effet plus faible que celle des familles intactes, le risque de problèmes de diverses natures est doublé chez les adolescents issus de ces familles (SAINT-JACQUES, DRAPEAU, CLOUTIER, 2000).

Selon CARON (2002), les Québécois se sont engagés sur la voie de l'individualisme et de la réalisation personnelle, valeurs de nos voisins du Sud après la défaite référendaire de 1980. Depuis la Révolution tranquille, les Québécois rêvaient de – et évoluaient vers – la création d'un pays façonné sur des valeurs de solidarité sociale. Cette défaite qui s'inscrit dans une continuité historique d'incapacité à maîtriser son destin aurait produit une désillusion collective provoquant un repli vers des valeurs individualistes. Ce changement de valeurs ferait partie de ce que certains ont décrit comme le *Syndrome post-référendaire (1989)*. Ce changement de valeurs, jumelé aux transformations dans les rapports hommes/femmes à travers lesquelles les femmes ont acquis progressivement une plus grande indépendance économique, aurait provoqué un autre syndrome, soit celui de la *démission parentale*. Non seulement le taux de fécondité des Québécois est parmi les plus bas au monde, mais lorsqu'ils ont des enfants, ils assument difficilement la responsabilité et la continuité de leurs engagements. Les enfants s'attachent à leurs parents et voient leur univers s'effondrer lors d'un divorce. Rendus à l'adolescence, période critique de formation de l'identité, les jeunes ont besoin de repères normatifs pour confronter leur désir, de structures sociales et de modèles à contourner et auxquels s'identifier. Les parents sont alors des modèles importants à la fois pour tracer des limites et les soutenir dans leur quête d'identité. Mais où sont-ils alors ? Très souvent dans des lieux distincts, occupés par leur propre carrière et leur perfectionnement, monopolisés sur le plan affectif par de nouvelles amours ou souvent déprimés par les effets de l'exclusion sociale liés à la pauvreté. Les adolescents se retrouvent souvent sans repères, et se sentent abandonnés dans un monde dont ils ne saisissent pas toujours le sens.

Les épreuves de la vie permettent souvent d'endurcir les êtres humains, mais la résilience, concept décrivant la capacité de résistance au stress, a des limites, particulièrement lorsque des besoins fondamentaux tel celui de l'attachement qui donne un sens à la vie, sont en cause. Sans vouloir paraître cynique la réponse à la question « que reste-t-il de nos amours » est peut-être : beaucoup d'êtres vulnérables, enfants, adolescents et adultes pour qui les relations d'attachement constituent toujours un besoin fondamental, qui se sentent souvent impuissants à y parvenir et dont plusieurs perdent espoir.

Les résultats de la présente étude soulèvent cependant deux questions importantes. Nos résultats sont cohérents pour identifier des indicateurs familiaux comme prédicteurs du suicide des adolescents et jeunes hommes québécois et des jeunes femmes entre 15 et 19 ans. Pourquoi les indicateurs sur la désintégration familiale au Québec auraient-ils une relation importante pour ces groupes et pourquoi cette relation disparaît-elle dans le cas des jeunes femmes de 20-24 ans ? Et pourquoi le taux de suicide des jeunes hommes de moins de 24 ans est-il de cinq à six fois plus élevé chez les garçons que chez les filles ? Ces questions demeurent entières.

Il est toutefois possible que les bris d'attachement aient un effet différentiel à différentes époques de la vie et qu'une interaction avec le genre soit en cause. La désintégration familiale pourrait accentuer la détresse davantage à l'adolescence qu'au début de la vingtaine et les individus plus vulnérables à ce facteur de risque se suicideraient davantage dans cette catégorie d'âge, ce qui diminuerait le nombre d'individus vulnérables dans la vingtaine. Nos données indiquent d'ailleurs, dans le cas des jeunes hommes, un pouvoir de prédiction deux fois plus élevé des indicateurs familiaux chez les adolescents que chez les jeunes adultes. Il est possible qu'à l'adolescence, les jeunes filles soient plus affectées par la dissolution familiale alors que l'insertion sur le marché de l'emploi devient chez les jeunes femmes adultes une source de stress augmentant les risques de suicide. Les jeunes femmes pourraient, au début de l'âge adulte, être également engagées à un plus jeune âge que les jeunes hommes dans une relation significative qui viendrait combler le besoin d'attachement et le fait d'avoir des enfants pourrait aussi être un facteur de protection, ce qui expliquerait que pour ce groupe en particulier les taux de séparation et de familles monoparentales ne soient pas reliés à leur taux de suicide.

Bien que de façon générale les taux de suicide des hommes soient de trois à quatre fois supérieurs à ceux des femmes dans la plupart des pays industrialisés, le ratio hommes/femmes chez les jeunes Québécois est atypique. Nous croyons que dans le contexte de vulnérabilité des jeunes Québécois à l'éclatement familial, les garçons cumulent un facteur de risque supplémentaire. Non seulement sont-ils héritiers de la difficulté identitaire de leur propre père (CARON, 2002), mais ils sont maintenant souvent privés de leur présence et de contacts physiques réguliers lors d'une séparation, ce qui rend encore plus difficile leur définition identitaire. Ainsi, en 2001, la garde des enfants est-elle confiée aux mères et la très vaste majorité (80 %) des familles monoparentales au Québec sont dirigées par les mères dans 80,6 % des divorces (Statistique Canada). BRENT *et al.* (1998) ont d'ailleurs montré que les relations déficientes avec les pères étaient fortement reliées au suicide des jeunes hommes.

Nous tenons toutefois à rappeler une limite importante à cette étude qui utilise une série chronologique. Les associations que nous avons dégagées sont basées sur des taux de suicide et non sur des cas de suicide et seules des recherches à partir d'études de cas montrant que les jeunes de familles éclatées au Québec sont surreprésentés parmi les suicidés permettront de confirmer les associations dégagées par la présente étude. Il faut toutefois souligner que cette association est établie dans de

nombreuses études portant sur des cas de suicide dans d'autres pays. Il faut également nuancer la signification des associations établies entre les taux de suicide, le divorce et la monoparentalité. Il s'agit de phénomènes complexes qui reflètent l'interaction de plusieurs variables. Ainsi le divorce peut-il résulter de la difficulté de relations de couples produisant un climat familial malsain, de la psychopathologie des parents, ou de stress engendré par des difficultés économiques des familles. Chacune de ces variables peut avoir augmenté le risque de suicide chez l'enfant ou l'adolescent avant même que le divorce ne se soit produit. Il en est de même des multiples situations de stress associées aux conditions de vie des familles monoparentales. De nombreuses recherches seront nécessaires afin de clarifier les variables spécifiques à l'œuvre dans ces phénomènes et leurs interactions qui contribuent à accroître le risque de suicide.

*

* *

Cette étude se proposait de vérifier si certains indicateurs sociaux pouvaient rendre compte des difficultés d'intégration sociale des jeunes dans la société québécoise qui produirait une plus grande difficulté à combler leurs besoins d'attachement et la confirmation de leur valeur sur le plan social. Ces deux dimensions du soutien social s'étant montrées les meilleurs prédicteurs de la qualité de vie dans plusieurs études réalisées sur la population québécoise, nous faisions l'hypothèse qu'une fragilisation de ces dimensions du soutien social qui contribuent à une meilleure perception de la qualité de vie puisse être un facteur accroissant le risque de suicide.

Les prédicteurs des taux de suicide, identifiés dans cette étude sous forme d'indicateurs sociaux, reflètent sensiblement les mêmes prédicteurs du soutien social que ceux qui ont été mis en évidence dans les études portant sur la qualité de vie de la population québécoise. L'augmentation du pourcentage de divorce et de familles monoparentales pourrait avoir fragilisé les réseaux sociaux permettant la création de liens d'attachement, ce qui pourrait avoir un impact tant sur la capacité d'apprécier son degré de bien-être que sur sa qualité de vie et ainsi augmenter le risque de suicide chez les adolescents, adolescentes et les jeunes hommes. De la même façon, chez les jeunes femmes, les difficultés d'accéder à l'emploi contribueraient à affaiblir le soutien social qui permet la confirmation de sa valeur, dimension à la fois associée positivement à la qualité de vie et négativement aux taux de suicide de la présente étude.

L'écart important dans l'accès aux études supérieures entre les hommes et les femmes pose également à la société québécoise des défis de taille. Cette tendance confirme aux jeunes générations d'hommes l'impossibilité de poursuivre une définition identitaire basée sur le rôle de pourvoyeur, rôle qui a été prévalent dans la définition de l'identité des hommes canadiens-français des générations précédentes (DAGENAIS, 2000). La précarité des possibilités d'intégration socioprofessionnelle pour les jeunes

hommes dans un monde de plus en plus spécialisé non seulement vient compromettre leur possibilité de valorisation personnelle mais va compliquer davantage l'équilibre dans les relations hommes-femmes qui est déjà fragile au Québec.

Jean CARON

Directeur de l'équipe des IRSC
en Épidémiologie sociale et psychiatrique,
Professeur agrégé au Département de psychiatrie,
Université McGill et Centre de recherche de l'Hôpital Douglas.

Claire ROBITAILLE

Division psychosociale,
Centre de recherche de l'Hôpital Douglas.

BIBLIOGRAPHIE

AVENELONI, Shelli, Frances M. SESA et Laurence STEINBERG
1999 « Family structure, parenting practice, and adolescent adjustment : An ecological examination », dans : E.M HETHERINGTON (dir.), *Coping, Divorce, Single Parenting and Remariage*, Mahwah, New Jersey, Lawrence Erlbaum Associates, 65-70.

BEAUTRAIS, Annette L.
2000 « Risk factors for suicide and attempted suicide among young people », *Australian & New Zealand Journal of Psychiatry*, 34, 3 : 420-436.

BEAUTRAIS, Annette L., Peter R. JOYCE et Roger T. MULDER
1996 « Risk factors for serious suicide attempts among youths aged 13 through 24 years », *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 35, 9 : 1174-1182.

BERMAN, Allan L., David A. JOBES et Morton M. SILVERMAN
2006 « Adolescent suicide : Assessment and intervention », Washington, DC, American Psychological Association.

BOOR, Myron
1980 « Relationships between unemployment rates and suicide rates in eight countries, 1962-1976 », *Psychological Reports*, 47, 3 Pt 2 : 1095-1101.

BRENT, David A., Joshua A. PERPER, Charles E. GOLDSTEIN, David J. KOLKO, Marjorie J. ALLAN, Christopher J. ALLMAN et Janice P. ZELENAK
1988 « Risk factors for adolescent suicide. A comparison of adolescent suicide victims with suicidal inpatients », *Archives of General Psychiatry*, 45, 6 : 581-588.

BRENT, David A., Joshua A. PERPER, Grace MORITZ, Chris ALLMAN, Amy FRIEND, Claudia ROTH, Joy SCHWEERS, Lisa BALACH et Marianne BAUGHER
1993 « Psychiatric risk factors for adolescent suicide : A case-control study », *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 32, 3 : 521-529.

BRENT, David A., Joshua A. PERPER, Grace MORITZ, Laura LIOTUS, Joy SCHWEERS, Lisa BALACH et Claudia ROTH
1995 « Familial risk factors for adolescent suicide : A case-control study », *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 89, 1 : 52-58.

CARON, Jean
2002 « Hypothèses macrosociales sur le suicide des hommes au Québec : l'éclairage de l'Abitibi », *Santé mentale au Québec*, 27, 2 : 281-301.

CARON, Jean, Yves LECOMTE, Emmanuel STIP et Suzanne RENAUD
2005 « Predictors of quality of life in schizophrenia », *Community Mental Health Journal*, 41, 4 : 399-417.

CARON, Jean, Céline MERCIER, Andrea MARTIN et Emmanuel STIP
2005 « Le rôle du soutien social, du fardeau familial et de la satisfaction des services dans la détresse psychologique et la qualité de vie des familles de personnes atteintes de schizophrénie », *Santé mentale au Québec*, 30, 2 : 165-182.

CARON, Jean, Eric LATIMER et Michel TOUSIGNANT
2002 « Predictors of psychological distress and quality of life in disadvantaged socio-economic populations of Montreal », *Journal of Urban Health*, 79, 4 : S60-S61.

CARON, Jean, Raymond TEMPIER, Céline MERCIER et Pierre LEOUFFRE
1998 « Components of social support and quality of life in severely mentally ill, low income individuals and a general population group », *Community Mental Health Journal*, 34, 5 : 459-475.

CARON-MALENFANT, Éric
2002 *Suicide des jeunes hommes et femmes au travail : le déclin de l'homme pourvoyeur*, document inédit.

Collectif
1989 *Le syndrome post-référendaire*, Montréal, Stanké éditeur.

DAGENAIS, Daniel
2000 *La fin de la famille moderne. Signification des transformations contemporaines de la famille*, Québec, Les Presses de l'Université Laval, 267 p.

D'AMOURS, Yvan
1995 *Le point sur la délinquance et le suicide chez les jeunes*, C.P.J.

DOOLEY, David, Ralph CATALANO, Karen ROOK et Seth SERXNER
1989 « Economic stress and suicide : Multilevel analyses. Part 2 : Cross-level analyses of economic stress and suicidal ideation », *Suicide & Life-Threatening Behavior*, 19, 4 : 337-351.

DURKEIM, Émile
1966 [1898] *Le Suicide*, Paris, Presses Universitaires de France.

ECKERSLEY, Richard et Keith DEAR
2002 « Cultural correlates of youth suicide », *Social Science & Medicine*, 55, 11 : 1891-1904.

EGGERT, Leona L., Elizabeth A. THOMPSON, Jerald R. HERTING et Leila J. NICHOLAS
1995 « Reducing suicide potential among high-risk youth : Tests of a school-based prevention program erratum appears », *Suicide & Life-Threatening Behavior*, 25, 2 : 276-296.

EISENBERG, Todd L., Rendall L. GLYSCH, Patrick L. REMINGTON et Murray L. KATCHER
2000 « Youth suicide in Wisconsin : Mortality, hospitalizations, and risk factors », *WMJ*, 104, 7 : 54-58.

FERNQUIST, Robert M.
2000 « Problem drinking in the family and youth suicide », *Adolescence*, 35, 139 : 551-558.

GOULD, Madelyn S., Prudence FISHER, Michael PARIDES, Michael FLORY et David SHAFFER
1996 « Psychosocial risk factors of child and adolescent completed suicide », *Archives of General Psychiatry*, 53, 12 : 1155-1162.

GOULD, Madelyn S., Ted GREENBERG, Drew M. VELTING et David SHAFFER
2003 « Youth suicide risk and preventive interventions : A review of the past 10 years », *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 42, 4 : 386-405.

GROHOLT, Berit, Oivind EKEBERG, Lars WISHSTROM et Tor HALDORSEN
1998 « Suicide among children and younger and older adolescents in Norway : A comparative study », *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 37, 5 : 473-481.

GUNNELL, David, Anthanasios LOPATATZIDIS, Daniel DORLING, Helen WEHNER, Humphrey SOUTHALL et Stephen FRANKEL
1999 « Suicide and unemployment in young people. Analysis of trends in England and Wales, 1921-1995 », *British Journal of Psychiatry*, 175 : 263-270.

GUNNELL, David, Nicos MIDDLETON, Elise WHITLEY, Danile DORLING et Stephen FRANKEL
2003 « Why are suicide rates rising in young men but falling in the elderly ? A time-series analysis of trends in England and Wales 1950-1998 », *Social Science & Medicine*, 57, 4 : 595-611.

HAGQUISt, Curt, S. RON SILBURN, Suzan R. ZUBRICK, George LINDBERG et Greg RINGBACK WEITOFT
2000 « Suicide and mental health problems among Swedish youth in the wake of the 1990s recession », *International Journal of Social Welfare*, 9 : 211-219.

JOHNSON, Gregory R., Etienne G. KRUG, Lloyd B. POTTER
2000 « Suicide among adolescents and young adults : A cross-national comparison of 34 countries », *Suicide & Life-Threatening Behavior*, 30, 1 : 74-82.

KRUPINSKY, Jerzy, John W. TILLER, Graham D. BURROWS et Hal HALLENSTEIN
1994 « Youth suicide in Victoria : A retrospective study », *Medical Journal of Australia*, 160, 3 : 113-116.

MATHUR, Vijay K. et Donald G. FREEMAN
2002 « A theoretical model of adolescent suicide and some evidence from US data », *Health Economics*, 11, 8 : 695-708.

MAZZA, James J. et Leona L. EGGERT
2001 « Activity involvement among suicidal and nonsuicidal high-risk and typical adolescents », *Suicide & Life-Threatening Behavior*, 31, 3 : 265-281.

MCCALL, Patricia L. et Kenneth C. LAND
1994 « Trends in White male adolescent, young-adult, and elderly suicide : Are there common underlying structural factors ? », *Social Science Research*, 23, 1 : 57-81.

MORRELL, Stephen, Richard TAYLOR, Susan QUINE et Charles KERR
1993 « Suicide and unemployment in Australia 1907-1990 », *Social Science & Medicine*, 36, 6 : 749-756.

PELKONEN, Mirjami et Mauri MARTTUNEN
2003 « Child and adolescent suicide : Epidemiology, risk factors, and approaches to prevention », *Paediatric Drugs*, 5 : 243-265.

PLATT, Stephen, Rocco MICCIOLO et Michelle TANSELLA
1992 « Suicide and unemployment in Italy : Description, analysis and interpretation of recent trends », *Social Science & Medicine*, 34, 11 : 1191-1201.

PLATT, Stephen
1984 « Unemployment and suicidal behaviour : A review of the literature », *Social Science & Medicine*, 19, 2 : 93-115.

PRITCHARD, Colin
1992 « Is there a link between suicide in young men and unemployment ? A comparison of the UK with other European Community countries », *British Journal of Psychiatry*, 160 : 750-756.

SAUVOLA, Anu, Pirkko K. RÀSÄNEN, Matti I. JOUKAMAA, Jari JOKELAINEN, Mario-Riitta. JÄRVELIN et Matti K. ISOHANNI
2001 « Mortality of young adults in relation to single-parent family background. A prospective study of the northern Finland 1966 birth cohort », *European Journal of Public Health*, 11, 3 : 284-286.

STACK, Steven
2000 « Suicide : A 15-year review of the sociological literature. Part I : cultural and economic factors », *Suicide & Life-Threatening Behavior*, 30, 2 : 145-162.
2000 « Suicide : a 15-year review of the sociological literature. Part II : modernization and social integration perspectives », *Suicide & Life-Threatening Behavior*, 30, 2 : 163-176.

SAINT-JACQUES, Marie-Christine, Sylvie DRAPEAU et Richard CLOUTIER
2000 « La prévention des problèmes d'adaptation chez les jeunes de familles séparées ou divorcées », dans : F. VITARO et C. GAGNON (dirs), *Prévention des problèmes d'adaptations chez les enfants et les adolescents*, Sainte-Foy, Presses de l'Université du Québec, 351-353.

WEISSAM, Myrna M., Michael FRENDRICH, Virginia WARMER et Pirya WICKRAMATME
1992 « Incidence of psychiatric disorder in offspring at high risk for depression », *Journal of the Academy of Child and Adolescence Psychiatry*, 31 : 640-648.

WU, Wesley C. et Michael H. BOND
2006 « National differences in predictors of suicide among young and elderly citizens : Linking societal predictors to psychological factors », *Archives of Suicide Research*, 10, 1 : 45-60.

WUNDERLICH, Ursula, Thomas BRONISCH et Hans-Ulrich WITTCHEN
1998 « Comorbidity patterns in adolescents and young adults with suicide attempts », *European Archives of Psychiatry & Clinical Neuroscience*, 248, 2 : 87-95.